

## ELASTICIDADES DE PRODUÇÃO, ABSORÇÃO E AJUSTE DE CRÉDITO RURAL<sup>1</sup>

SÉRGIO ALBERTO BRANDT<sup>2</sup>, JOSÉ RÉGIS DE AZEVEDO VARÃO<sup>3</sup>,  
A. C. MAGALHÃES<sup>4</sup> e JOÃO CIPRIANO<sup>5</sup>

**RESUMO** - A estimação de funções de absorção ou uso de crédito rural fornece elasticidades de produção ( $\hat{\alpha}$ ), absorção ( $\hat{\beta}$ ) e ajuste ( $\hat{\lambda}$ ) deste fator de produção, as quais podem ser úteis em delineamento e avaliação da política de crédito rural. O modelo ajustado por MQO a dados de séries temporais anuais (1960-80) se comporta de modo bastante satisfatório. Todos os sinais das elasticidades são coerentes com a teoria e todos os seus valores são estatisticamente significantes. Verifica-se que  $\hat{\alpha} = 0,864$ ;  $\hat{\beta} = 1,158$ ;  $\hat{\lambda} = 0,428$ ; e que a elasticidade de ajuste de produto ( $\hat{\mu}$ ) é igual a 0,418. Com base nestes resultados desenvolvem-se inferências para política.

Termos para indexação: crédito rural, absorção, ajustamento, análise econométrica.

### PRODUCTION, ABSORPTION AND ADJUSTMENT ELASTICITIES OF FARM CREDIT

**ABSTRACT** - The estimation of farm credit absorption functions provides elasticities of production ( $\hat{\alpha}$ ), absorption ( $\hat{\beta}$ ) and factor adjustment ( $\hat{\lambda}$ ). Those estimators might be of use in policy evaluation. The model fitted by OLS to time series data (1960-80) behaves in a rather satisfactory way. All elasticity signals are theoretically consistent and their values are statistically significant. It is shown that  $\hat{\alpha} = 0.864$ ;  $\hat{\beta} = 1.158$ ;  $\hat{\lambda} = 0.428$ ; and that output adjustment speed ( $\hat{\mu}$ ) is equal to 0.418. Policy recommendations are drawn on those results.

Index terms: farm credit, absorption, adjustment, econometric analysis.

### INTRODUÇÃO

A especificação de um nível ótimo de uso de crédito rural para atendimento das necessidades de produção agrícola vem sendo discutida, sob diferentes ângulos, na literatura especializada (Vasconcellos, 1979). Nas duas últimas décadas, a relação entre volume de crédito e volume de produção (indicado pela renda) do setor agrícola mais que triplicou, passando de 20%, em 1960, para 60%, em 1980, aproxi-

<sup>1</sup> Recebido em 12 de abril de 1983.

Aceito para publicação em 8 de novembro de 1983.

<sup>2</sup> Professor Titular da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV), CEP 36570 - Viçosa, MG.

<sup>3</sup> Economista do BACEN/DEPEC - SBS - Projeção nº 33 - Ed. Sede - 10º andar - 70074 - Brasília, DF.

<sup>4</sup> Estudante Pós-Graduada da Universidade Federal de Viçosa (DER/CCA/UFV) - 36570 - Viçosa, MG.

<sup>5</sup> Professor Assistente da Universidade Federal de Viçosa (DMA/CCE/UFV) - 36570 - Viçosa, MG.

madamente (Banco Central do Brasil, 1981 e Fundação Getúlio Vargas, 1981). Esta mudança tem sido atribuída a diferentes fatores. O desvio ou "vazamento" de crédito rural subsidiado para atividades não agrícolas tem sido apontado como fator de primordial importância (Ryff, 1979 e Rezende, 1981). O avanço tecnológico do setor, promovido em parte pela própria expansão da oferta de crédito rural, também pode explicar grande parcela desta mudança na demanda de crédito rural.

A teoria neoclássica tem sido usada para analisar o uso de fatores de capital, trabalho e terra no processo de produção agrícola. Funções de absorção ou utilização têm sido formuladas para estudo do mecanismo de ajuste dos níveis correntes na direção de níveis ótimos de uso de dado fator, a fim de atender níveis específicos de produção (Ball e St. Cyr, 1966). Capital é fator importante no processo de produção agrícola. Principalmente para as médias e grandes propriedades rurais, o uso do capital externo, proveniente do crédito rural institucional, é extremamente relevante (Ryff, 1979 e Rezende, 1981). Estes modelos podem ser de utilidade para explicação do comportamento de crédito-produção.

O objetivo do presente estudo é o de especificar e estimar uma função simples de uso ou absorção de crédito rural, bem como o de estimar propensões à absorção e à **filtragem** ou vazamento de crédito, no setor agropecuário do País.

#### METODOLOGIA

Seguindo-se as proposições de Ball e St. Cyr (1966), principia-se o desenvolvimento do modelo econométrico de utilização de crédito por meio da proposição de uma função de produção de tipo Cobb-Douglas:

$$Q_t^* = Ae^{\rho t} K_t^*{}^\alpha \quad (1)$$

na qual  $Q_t^*$  é a produção "desejada", no período  $t$ ;  $K_t^*$  é o volume "desejado" de crédito, no período  $t$ ;  $Ae^{\rho t}$  é um parâmetro de deslocamento que considera a influência do progresso técnico, da estrutura agrária e do uso de outros fatores (capital próprio, terra e trabalho) os quais, por suposição, crescem exponencialmente; e  $\alpha$  é o parâmetro (elasticidade de produção) de  $K_t^*$ .

A função de uso de crédito é apenas uma inversão desta função de produção:

$$K_t^* = A^{-1/\alpha} e^{-\rho t/\alpha} Q_t^*{}^{1/\alpha} \quad (2)$$

O desenvolvimento seguinte se refere à velocidade de ajuste do uso corrente ( $K_t$ ) de crédito, na direção do nível de uso desejado ( $K_t^*$ ). Usa-se um processo de ajuste de tipo Koyck, expresso do seguinte modo:

$$K_t/K_{t-1} = \left[ \frac{K_t^*}{K_t - 1} \right]^\lambda ; \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (3)$$

no qual  $\lambda$  mede a velocidade de ajuste do uso de crédito, entre os períodos  $t$  e  $t-1$ .

Tomando-se logaritmos naturais e combinando-se as equações (2) e (3) obtém-se:

$$\ln K_t = A_0 + \frac{\lambda}{\alpha} \ln Q_t - \frac{\rho\lambda}{\alpha} t + (1 - \lambda) \ln K_{t-1} \quad (4)$$

na qual  $A_0 = -\frac{\lambda}{\alpha} \ln A$ .

Estimadores estruturais de velocidade de ajuste de uso de crédito ( $\hat{\lambda}$ ), elasticidade de produção do crédito ( $\hat{\alpha}$ ), efeito de tendência sobre o nível de produção ( $\text{anti}\ln \hat{\rho} - 1$ ), elasticidade de absorção de crédito-produção ( $\hat{\beta} = 1/\hat{\alpha}$ ), e tendência de deslocamento de função de uso de crédito ( $\text{anti}\ln \lambda \frac{\rho}{\alpha} - 1$ ) podem ser obtidos de (4).

O modelo (4) pode ser expandido, no que se refere a mudanças no volume de produção, uma vez que é possível que a firma agrícola não ajuste o uso de crédito para atender determinado nível de produção desejada ( $Q_t^*$ ). Um modo conveniente de se examinar este problema é incorporar também um fator de ajuste de primeira ordem, de tipo Koyck ( $\mu$ ) ao produto:

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \left[ \frac{Q_t^*}{Q_{t-1}} \right]^\mu ; \quad 0 \leq \mu \leq 1 \quad (5)$$

Substituindo-se (5) em (4) e tomando-se logaritmos naturais, obtém-se:

$$\begin{aligned} \ln K_t = A_0 + \frac{\lambda}{\alpha\mu} \ln Q_t - \frac{\rho\lambda}{\alpha} t + (1 - \lambda) \ln K_{t-1} - \\ - \frac{\lambda(1 - \mu)}{\alpha\mu} \ln Q_{t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

ou,, de modo simplificado e adicionando-se um termo de erro:

$$\begin{aligned} \ln K_t = a_0 + a_1 \ln Q_t - a_2 t + a_3 \ln K_{t-1} - \\ - a_4 \ln Q_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (7)$$

na qual  $a_4 = \lambda(1 - \mu)/\alpha\mu$ , e os outros foram indicados anteriormente. A estimativa de elasticidade de produção de crédito ( $\hat{\alpha}$ ) pode ser obtida por meio da razão  $a_1 + a_4/1 + a_3$ . Na medida em que existe um retardamento de produção, o coeficiente de  $Q_{t-1}$  tem sinal **negativo** e, na medida em que  $\mu = 1$  indica-se que o ajuste é completo e o termo  $Q_{t-1}$  desaparece.

As principais pressuposições do modelo de uso de crédito são as seguintes: (a) não existe restrição na oferta de crédito rural. Esta premissa tende a ser menos realista na medida em que se avança no tempo; (b) o setor agropecuário se situa sobre a função de produção, isto é, se encontra em equilíbrio, com os fatores plenamente ajustados a níveis específicos de produção. Isto pode não ser verdadeiro, mas não se conhece o grau de desvio em relação à fronteira de produção; (c) o volume de produção é uma variável exógena. Na verdade, o setor pode planejar produção e uso de crédito de modo simultâneo ou conjunto; (d) os outros fatores de produção também são considerados exógenos, conquanto seja provável que a firma ajuste o uso de fatores de acordo com as razões de preços. Para contornar este problema introduz-se a variável de tendência ( $t$ ) no modelo (7); e (e) a teoria econômica neoclássica, desenvolvida para o nível micro, se mantém, em algum grau, a nível macro.

Uma premissa adicional é a de que o termo de erro ( $e_t$ ) da equação empírica (7) é  $NID \sim (0, \sigma^2)$ . Usa-se a estatística  $h$  de Durbin para examinar a premissa de ausência de autocorrelação residual. A pressuposição de causalidade unidirecional, de  $Q_t$  para  $K_t$ , é examinada por meio de procedimento de Granger-Sims, para teste de exogeneidade econométrica (Queiroz et alii, 1981). O modelo uniequacional (7) é estimado por mínimos quadrados ordinários, com as advertências usuais. A escolha do modelo uniequacional se baseia na pressuposição (c), mencionada anteriormente, e nos resultados do teste de causalidade, apresentados adiante.

Os dados básicos usados na análise são séries temporais anuais nacionais de volume de crédito rural institucional e de valor de produção do setor agrícola, cobrindo o período de 1960 a 1980. Estas duas séries são corrigidas por meio do índice geral de preços (coluna 2) da Conjuntura Econômica, tendo como base o ano de 1977 = 100 (Banco Central do Brasil, 1981 e Fundação Getúlio Vargas, 1981). O uso deste índice se justifica por sua abrangência, tanto em termos de bens e serviços nele incluídos, como de regiões do País, cobertas em sua elaboração.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados dos testes de exogeneidade econométrica indicam que o produto agropecuário é variável determinante do uso de crédito, mas que a relação inversa não se verifica, isto é, evidencia-se que a relação de causalidade é apenas de  $Q_t$  para  $K_t$ . O coeficiente futuro de  $K_t$  é significativo, ao nível de 0,05 de probabilidade, enquanto que o coeficiente futuro de  $Q_t$  não é significativo, neste nível de probabilidade. Adverte-se, contudo, que os resultados deste teste de causalidade devem ser interpretados com bastante cautela, dadas as restrições que envolvem sua aplicabilidade. Sobre estas ver, por exemplo, o recente estudo de Sheehan e Grieves (1982).

O problema de multicolinearidade é esperado, no caso do modelo (4) e também no caso do modelo (7), visto saber-se que as variáveis defasadas  $Q_{t-1}$  e  $K_{t-1}$  se deslocam na mesma direção que a variável de tendência ( $t$ ). Na presença de multicolinearidade espera-se que os estimadores sejam coerentes, conquanto não sejam

assintoticamente eficientes.

Os resultados referentes à equação (7), apresentados adiante, são bastante satisfatórios. O grau de ajuste da equação aos dados, indicado pelo valor de  $\bar{R}^2 = 0,97$ , é elevado. Reconhece-se que isto se deve principalmente ao ajuste da equação aos logaritmos dos valores absolutos dos dados observados e não às suas primeiras diferenças. Esta opção é descartada com base na evidência, em contrário, apresentada por Maeshiro (1976).

A estatística (h) de Durbin, igual a 1,117, não é estatisticamente significativa, ao nível 0,05 de probabilidade, indicando não ocorrência de problemas significativos de correlação serial nos resíduos da equação estimada. Lembra-se, contudo, que este teste pode não ser estritamente válido, no caso de pequenas amostras. De qualquer modo, a correção de eventuais problemas de correlação serial, neste estudo, estaria comprometida pela presença de forte tendência nas variáveis explicativas (Maeshiro, 1976).

A equação estimada é a seguinte:

$$\begin{aligned} \ln \hat{K}_t = & 1,3265 + 0,6657 \ln Q_t - 0,6914 \ln Q_{t-1} + \\ & (1,7377) \quad (2,1202) \\ & + 0,0578 t + 0,5717 \ln K_{t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

(2,2310)      (2,4813)

$$\bar{R}^2 = 0,971$$

$$h = 1,117$$

onde os valores entre parêntesis, abaixo dos coeficientes de regressão parcial, são as respectivas estatísticas *t* de Student. Todos os coeficientes de regressão parcial apresentam sinais esperados e são significantes, ao nível 0,05 de probabilidade (testes bilaterais, exceto no que se refere ao teste da hipótese nula sobre o coeficiente da variável  $\ln Q_t$ ).

Com base nas estimativas apresentadas em (7) calculam-se as elasticidades de absorção de crédito ( $\hat{\beta}$ ) e de produção do fator crédito ( $\hat{\alpha}$ ), as velocidades de ajuste de crédito ( $\hat{\lambda}$ ) e de produção ( $\hat{\mu}$ ), e os efeitos de tendência sobre as funções de produção e de emprego de crédito rural.

A elasticidade de absorção de crédito é igual a 1,158 e indica a variação percentual em uso de crédito decorrente de uma variação, no mesmo sentido, de 1% no produto do setor agrícola. No período englobado pelo estudo (1960-80) o produto do setor apresentou taxa geométrica de crescimento da ordem de 7,7% a.a., enquanto que o uso de crédito rural, em termos reais, cresceu segundo uma taxa geométrica de 15,3% a.a., aproximadamente. Estas duas taxas de crescimento sugeririam uma elasticidade de absorção de crédito igual a dois, aproximadamente. Contudo, elas apenas indicam o comportamento das duas variáveis ( $Q_t$  e  $K_t$ ), ao longo do tempo, enquanto que a estimativa obtida pelo modelo econométrico (7) considera os determinantes do uso de crédito e leva em conta os efeitos defasados e de ten-

dência, considerada no presente estudo como **proxi** de mudanças estruturais e tecnológicas no setor primário. De fato, com base na estimativa econométrica de  $\hat{\beta}$ , indica-se que a capacidade de absorção de crédito é relativamente alta, sugerindo a ocorrência de filtrações ou vazamentos no emprego de crédito. Esta sugestão, aliás, é encontrada na literatura recente. Ryff (1979) e Rezende (1981), por exemplo, indicam ocorrência de "desvio" de crédito, principalmente entre médios e grandes produtores rurais, para consumo e investimento não agrícola.

A velocidade calculada de ajuste do crédito ( $\hat{\lambda}$ ) é igual a 0,428 e indica que aproximadamente 43% da discrepância entre os logaritmos de  $K_t^*$  e  $K_{t-1}$  são eliminados no espaço de um ano. A significância de  $\hat{\lambda}$  indica que o ajuste no mercado deste fator não é instantâneo e, portanto, não apoia a premissa de ajuste automático adotada, por exemplo, por Lopes & Possa (1980). A baixa elasticidade de ajuste do crédito sugere a ocorrência de fortes restrições e incertezas no mercado de crédito rural e contradiz a pressuposição implícita de inexistência de restrições deste tipo, encontrada em alguns trabalhos sobre crédito rural, como o de Lopes et alii (1981).

A elasticidade de produção do crédito rural ( $\hat{\alpha}$ ) é igual a 0,864 e indica uso deste fator no estágio racional de produção. Esta estimativa é comparável à obtida por Vasconcellos (1978) em pesquisa utilizando dados de corte seccional.

A velocidade de ajuste da produção agrícola ( $\hat{\mu}$ ) é igual a 0,418 e indica que apenas cerca de 42% do nível de produção **desejada** tendem a ser alcançados no decorrer de um período produtivo. Este resultado é coerente com estimativas anteriores como, por exemplo, as de Carvalho et alii (1979). Visto o coeficiente de regressão parcial de  $Q_{t-1}$  ser estatisticamente significativo e apresentar sinal negativo, coerente portanto com a expectativa **a priori**, abandona-se o modelo mais simples de crédito (4), inicialmente proposto.

O coeficiente de regressão estimado da variável de tendência deveria, como de fato ocorre, apresentar sinal positivo, refletindo os efeitos de mudanças na estrutura agrária, no sentido de maior concentração fundiária, e na tecnologia de produção, no sentido de uso crescente de insumos produzidos e adquiridos fora do setor agrícola, sobre o nível de uso de crédito rural. Reconhece-se que esta variável, da maneira em que foi introduzida no modelo, é um tanto "versátil" e deve estar, também, captando os efeitos de outros fatores, como a expansão das redes de agências bancárias e de escritórios de assistência técnica e extensão rural, sobre o nível de uso de crédito rural. Evidentemente, não é possível, com base nos dados disponíveis e no modelo utilizado, isolar os efeitos destes diferentes fatores.

## CONCLUSÕES

Os resultados obtidos no presente estudo indicam que a absorção ou uso de crédito pelo setor agrícola responde de modo mais que proporcional a variações no produto agrícola, evidenciando ocorrência de "filtrações" ou vazamentos no sistema. Além disso, a velocidade de ajuste do uso de crédito, na direção dos níveis **desejados** ou de equilíbrio, é relativamente baixa, refletindo já reconhecidas restrições e incertezas nos mercados de produto e do fator (capital externo). A alta elasticidade de produção do crédito rural, estimada no presente estudo, parece refletir,

em parte, a baixa intensidade de uso de capital externo em amplos setores da produção agrícola. Evidencia-se também que o processo de absorção ou uso de crédito é afetado, de modo substancial, pelos retardamentos envolvidos no ajuste da própria produção, na direção do nível de equilíbrio. Assim, o simples fato do uso de crédito ter crescido segundo taxa duas vezes maior que a do produto agrícola não reflete, *per se*, alta capacidade de absorção de capital externo. É possível que o crescimento do uso de crédito se deva, pelo menos em parte, a mudanças na estrutura agrária e no tipo de tecnologia usada pelos produtores, mas esta possibilidade deverá ser examinada em futura pesquisa.

#### REFERÊNCIAS

- ARAUJO, P. F. C. Demanda de crédito rural em Itapetininga, Guaref, Estado de São Paulo. *R. Econ. rural*, São Paulo, 3(3):50-64, 1971.
- BALL, R. J. & ST. CYR, E. B. A. Short term employment functions in British manufacturing. *Rev. Econ. Stud.*, Edimburgh, 33(95):179-207, 1966.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Boletim do Banco Central*. Brasília, 1967-81.
- CARVALHO, F. C.; BRANDT, S. A.; GOMES, A. R. M. A política de incentivos e a oferta agropecuária. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE AGRONOMIA, 11. *Anais*. Curitiba, 1979, v. 1. p. 199-200.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. *Conjuntura econômica*, Rio de Janeiro, v. 13-34, 1961-82.
- LOPES, M. R. & POSSA, L. R. Uma nota acerca do crédito rural, emprego, salários, preços da terra e preços da produção na agricultura brasileira: algumas simulações de política. Viçosa, U.F.V., 1980, 45p. (mimeo.)
- MAESHIRO, A. Autoregressive transformation, trended independent variables and autocorrelated disturbance terms. *Rev. Econ. Stat.*, Cambridge, 58(4):497-500, 1976.
- QUEIROZ, M. S.; IKEHARA, H. C.; BRANDT, S. A.; TESTA, J. P. Quotas e produção de açúcar: uma análise de causalidade. *Semina*, Londrina, 7(2): 137-9, 1981.
- REZENDE, G. C. de. A política de crédito agrícola e sua eficácia. *Conj. Econ.*, Rio de Janeiro, 35(5):88-90, 1981.
- RYFF, T. B. B. Crédito rural: eficiência e justiça. *A Lavoura*, Rio de Janeiro, 82(2): 16-7, 1979.
- SHEEHAN, R. G. & GRIEVES, R. Sunspots and cycles: a test of causation. *South. Econ. J.*, Raleigh, 48(3):775-7, 1982.